

Erler, Manuel

Working Paper

Preisblasen auf Büroimmobilienmärkten – Eine empirische Betrachtung deutscher A- und B-Städte

IIWM-Paper, No. 1

Provided in Cooperation with:

Technische Hochschule Aschaffenburg, IIWM - Institut für Immobilienwirtschaft und -management

Suggested Citation: Erler, Manuel (2017) : Preisblasen auf Büroimmobilienmärkten – Eine empirische Betrachtung deutscher A- und B-Städte, IIWM-Paper, No. 1, Hochschule Aschaffenburg, Institut für Immobilienwirtschaft und -management (IIWM), Aschaffenburg

This Version is available at:

<https://hdl.handle.net/10419/175357>

Standard-Nutzungsbedingungen:

Die Dokumente auf EconStor dürfen zu eigenen wissenschaftlichen Zwecken und zum Privatgebrauch gespeichert und kopiert werden.

Sie dürfen die Dokumente nicht für öffentliche oder kommerzielle Zwecke vervielfältigen, öffentlich ausstellen, öffentlich zugänglich machen, vertreiben oder anderweitig nutzen.

Sofern die Verfasser die Dokumente unter Open-Content-Lizenzen (insbesondere CC-Lizenzen) zur Verfügung gestellt haben sollten, gelten abweichend von diesen Nutzungsbedingungen die in der dort genannten Lizenz gewährten Nutzungsrechte.

Terms of use:

Documents in EconStor may be saved and copied for your personal and scholarly purposes.

You are not to copy documents for public or commercial purposes, to exhibit the documents publicly, to make them publicly available on the internet, or to distribute or otherwise use the documents in public.

If the documents have been made available under an Open Content Licence (especially Creative Commons Licences), you may exercise further usage rights as specified in the indicated licence.

IIWM-Paper No. 1

Schriftenreihe des IIWM

Institut für Immobilienwirtschaft und -management

Dezember 2017

Manuel Erler

Preisblasen auf Büroimmobilienmärkten

Eine empirische Betrachtung deutscher A- und B-Städte



**Institut für
Immobilienwirtschaft
und -management**
hochschule aschaffenburg

ISSN (print) 2568-4140

ISSN (online) 2568-5872

Zitierempfehlung: **Erler, Manuel** (2017): Preisblasen auf Büroimmobilienmärkten – Eine empirische Betrachtung deutscher A- und B-Städte. In: IIWM (Hrsg.) IIWM-Paper No. 1, Aschaffenburg: IIWM Institut für Immobilienwirtschaft und -management, Dezember 2017.

Impressum

ISSN (print) 2568-4140
ISSN (online) 2568-5872

Herausgeber:
IIWM Institut für Immobilienwirtschaft und -management
Hochschule Aschaffenburg
Vertreten durch die Institutsleitung:
Prof. Dr.-Ing. Lars Bernhard Schöne
Prof. Dr. Verena Rock MRICS
Würzburger Straße 45
63743 Aschaffenburg
Tel.: +49(0)6021-4206-745
Web: www.iiwm.de
Email: institutsleitung@iiwm.de

Redaktion:
Manuel Erler B.A.
c/o IIWM Institut für Immobilienwirtschaft und -management
Würzburger Str. 45
63743 Aschaffenburg
Email: manuel.erler@stud.uni-regensburg.de

Bilder:
Soweit nicht anders gekennzeichnet von der Hochschule Aschaffenburg.

Preisblasen auf Büroimmobilienmärkten

Eine empirische Betrachtung deutscher A- und B-Städte

An empirical investigation of A- and B-cities in Germany

Manuel Erler

Zusammenfassung

In dem anhaltend günstigen Finanzierungsumfeld mit niedrigen Zinsen und ausgedehnter Liquidität verzeichneten Immobilien in Deutschland über die vergangenen Jahre außerordentliche Wertzuwächse. Angesichts dieser Entwicklungen stellt sich die Frage, ob auf den Büroimmobilienmärkten der deutschen A- und B-Städte aktuell eine Preisblase heranwächst? Überhitzungen werden dabei als eine Abweichung des Marktpreises von seinem fundamental gerechtfertigten Wert, der auf Basis wertbestimmender Faktoren ökonomisch begründbar ist, angesehen. Der Fokus der empirischen Ausarbeitung liegt auf integrations- und kointegrationsbasierten Testverfahren auf Preisblasen, in denen die Preisdynamik anhand von rechtsseitigen Einheitswurzeltests untersucht wird. Die Analyseergebnisse der Preis-Miet-Verhältnisse und q -Werte nach Tobin belegen ein angespanntes Bewertungsniveau auf den Büroimmobilienmärkten, was die Existenz einer Immobilienpreisblase zunehmend unterstützt.

Summary

Due to a favourable financing environment with low interest rates and readily available liquidity, real estate assets in Germany experienced significant value appreciation in recent years. In the light of this development, the question arises whether a price bubble is currently growing in the office markets of German A- and B-cities? Such an overheating of the market would be defined as any deviation in the price of an asset from its fundamental value. The paper focuses on integration- and cointegration-based econometric tests in order to analyse price movements and developments by means of right-tailed unit root tests. The empirical analyses of price-rent-ratios and Tobins q indicate a very high pricing level on the office markets which points towards the existence of a real estate bubble.

Geleitwort

Das IWM Institut für Immobilienwirtschaft und -management ist ein interdisziplinäres Forschungs- und Beratungsinstitut der Hochschule Aschaffenburg. Die Forschungseinrichtung umfasst aktuell acht ProfessorInnen aller Fachgebiete aus dem breiten Spektrum der Immobilienwirtschaft.

Ziel ist es, mit oder für Unternehmen der Immobilienwirtschaft praktische Problemstellungen am Institut wissenschaftlich zu begleiten und innovative sowie anwendungsfähige Lösungen zu entwickeln. Der primäre Auftrag des Institutes liegt folglich im intensiven Austausch zwischen Praxis, Forschung und natürlich auch der Lehre im Kontext Immobilien.

Die Schriftenreihe des IWM publiziert ausgewählte Prädikatsarbeiten von Bachelor- und Masterabsolventen sowie Forschungsergebnisse des Institutes.

Das IWM Paper wendet sich an mindestens drei Zielgruppen:

- a) Studierende, die sich in ihren Studien mit den Grundlagen und den vertiefenden Aspekten eines bestimmten Themenkomplexes gezielt auseinandersetzen wollen.
- b) Praktiker, die eine Aktualisierung und Fortentwicklung ihres Wissensstandes anstreben.
- c) Wissenschaftler, die durch die kritische Reflexion des hier vorgelegten Forschungsstandes neue Impulse für die Weiterentwicklung ihres eigenen Lehr- und Forschungsgebietes erhalten können. Dem Charakter nach sind die IWM-Paper jedoch in erste Linie Arbeitspapiere, zu denen sich die Autoren Feedback wünschen, mit dem die Forschungsarbeit weiterentwickelt werden kann.

Besonderer Dank gilt an erster Stelle dem Autor des ersten IWM-Papers, Herrn Manuel Erler. Das Papier basiert auf seiner Bachelorarbeit, die 2016 mit dem Immobilien-Forschungspreis der *Gesellschaft für Immobilienwirtschaftliche Forschung (gif)* ausgezeichnet wurde. Der wissenschaftliche Betreuer an unserer Hochschule, Prof. Dr. Erich H. Ruppert hat mit seiner Unterstützung das vorgelegte Ergebnis überhaupt ermöglicht. Weiterhin gilt der Dank allen KollegInnen des Institutes, die durch Diskussionsbeiträge und kritische Kommentare zur Entstehung und zur Verbesserung der Schriftenreihe beitragen.

Das Institut wünscht sich, dass das IWM-Paper No. 1 und fortfolgende Schriften zu weiterer wissenschaftlicher Arbeit anregen und in der Praxis eine breite Anwendung finden. Abschließend dürfen wir zu Kommentaren und konstruktiv kritischen Anmerkungen einladen, die der Verbesserung der Schriftenreihe, der Vervollständigung des bearbeiteten Themenkomplexes sowie letztlich einer weiteren Professionalisierung der Immobilienbranche dienen.

Aschaffenburg, im Dezember 2017

Institutsleitung IWM Institut für Immobilienwirtschaft und -management

Prof. Dr.-Ing. Lars Bernhard Schöne

Prof. Dr. Verena Rock MRICS

Inhaltsverzeichnis

Abkürzungen	VIII
Abbildungen.....	IX
Tabellen.....	IX
1 Einleitung.....	1
2 Immobilienpreisblasen.....	1
2.1 Definition und Erklärungsansätze	1
2.2 Kennzeichen rationaler Preisblasen	2
3 Empirische Studie.....	3
3.1 Empirische Testverfahren zur Erkennung von Preisblasen	3
3.1.1 <i>Diba mit Grossman (1988a)</i>	4
3.1.2 <i>Right-Tailed ADF-Tests</i>	6
3.2 Analysemethodik.....	9
3.2.1 <i>Verhältniskennzahlen</i>	10
3.2.2 <i>Datengrundlage</i>	11
3.2.3 <i>Modellspezifikation</i>	11
3.3 Analyseergebnisse.....	12
4 Fazit.....	14
Literatur- und Quellenverzeichnis.....	VIII
Anlagen	X

Abkürzungen

ADF-Test	Augmented Dickey-Fuller Test
AIC	Akaikes Informationskriterium
BADF-Test	Backwards ADF-Test
BSADF-Test	Backwards SADF-Test
CDO	Collateralized Debt Obligation
CMBS	Commercial Mortgage-Backed Security
GSADF-Test	Generalized Sup(remum) ADF-Test
MSIC	Modifiziertes Schwarz-Bayes Informationskriterium
OLS	Ordinary Least Squares (Methode der kleinsten Quadrate)
RADF-Test	Rolling ADF-Test
REIT	Real Estate Investment Trust
RTADF-Test	Right Tailed ADF-Test (Rechtsseitiger ADF-Test)
SADF-Test	Sup(remum) ADF-Test
SIC	Schwarz-Bayes Informationskriterium

Abbildungen

- Abb. 1 Veranschaulichung der Testvorgänge rechtsseitiger Einheitswurzeltests (RTADF-Tests) 7
 Abb. 2 Farbliche Kodierung der t-Werte unter der Dichtefunktion der BSADF-Teststatistik..... 12

Tabellen

- Tab. 1 Preisniveau in den A- und B-Städten: Preis-Miet-Verhältnis und Tobins q, gewichtete
 Durchschnitte, jährlich (Auszug) 13
 Tab. 2 Preisniveau in den A-Städten: Preis-Miet-Verhältnis und Tobins q, gewichtete
 Durchschnitte, vierteljährlich (Auszug)..... 14
 Tab. 3 Preisniveau in den A- und B-Städten: Preis-Miet-Verhältnis und Tobins q, gewichtete
 Durchschnitte, jährlich..... X
 Tab. 4 Preisniveau in den A-Städten: Preis-Miet-Verhältnis und Tobins q, gewichtete
 Durchschnitte, vierteljährlich X
 Tab. 5 Preisniveau in den A- und B-Städten: Preis-Miet-Verhältnis, jährlich..... XI
 Tab. 6 Preisniveau in den A- und B-Städten: Tobins q, jährlich XII
 Tab. 7 Preisniveau in den A-Städten: Preis-Miet-Verhältnis, vierteljährlich..... XIII
 Tab. 8 Preisniveau in den A-Städten: Tobins q, vierteljährlichXIV

1 Einleitung

Unter den gegebenen günstigen finanzwirtschaftlichen Rahmenbedingungen ist derzeit ein regelrechter Hype auf dem deutschen Immobilienmarkt zu beobachten. Grundlage dafür waren die fortwährenden Unsicherheiten an den Kapitalmärkten infolge der Weltwirtschafts- und Finanzkrise 2008 sowie der Euro- und Staatsschuldenkrise 2011. Durch das niedrige Zinsniveau lassen sich bei risikoärmeren Kapitalanlagen mittlerweile kaum mehr angemessene Renditen erzielen, sodass über die vergangenen Jahre der Fokus zunehmend auf die konventionelle Assetklasse Immobilien verlagert wurde. In Anbetracht der konjunkturellen Stabilität bot dabei insbesondere Deutschland einen sicheren, rentierlichen Anlagecharakter. Vor allem Büroimmobilien in deutschen Investmentzentren erfreuten sich beständiger Nachfrage und versprachen nachhaltig attraktive Renditen in einem günstigen Finanzierungsumfeld. Entsprechend erreichte das Gewerbeimmobilien-Transaktionsvolumen in 2015 annähernd das Rekordniveau aus dem Vorkrisenjahr 2007 und speziell Büroimmobilien generierten seit 2010 jährlich Wertzuwächse von durchschnittlich mehr als 5%.¹

Angesichts dieser Entwicklungen stellt sich die Frage, ob auf den Büroimmobilienmärkten der deutschen A- und B-Städte aktuell eine Preisblase heranwächst oder das gegenwärtige Preisniveau gerechtfertigt und ökonomisch begründbar ist? Dieser Frage wird im Folgenden mittels empirischer Analysen, insbesondere integrations- und kointegrationsbasierte Testverfahren auf Preisblasen, nachgegangen.

2 Immobilienpreisblasen

Als Grundlage für die empirischen Analysen hinsichtlich der Preisentwicklung auf Büroimmobilienmärkten wird zunächst das Phänomen der Immobilienpreisblasen betrachtet.

2.1 Definition und Erklärungsansätze

In der Literatur werden Preisblasen als eine Abweichung des Marktpreises von dem fundamental gerechtfertigten Wert definiert.² Der Marktpreis stellt den sich nach dem Prinzip von Angebot und Nachfrage bildenden Transaktionspreis³ dar. Der Fundamentalwert wird hingegen anhand der zugrunde liegenden, wertbestimmenden Faktoren ermittelt und berücksichtigt alle objektiven und ökonomisch begründbaren Einflüsse.⁴ Zur Bestimmung des fundamentalen Wertes findet vorwiegend das Barwertmodell, mittels Diskontierung aller zukünftig erwarteten Cash Flows, Anwendung. In der Immobilienwirtschaft wird der Barwert somit auf Basis der zukünftig erwarteten Mieterträge eines Objektes ermittelt.⁵

Die Entstehung von Immobilienpreisblasen kann auf unterschiedliche Ursachen zurückgeführt werden, die in institutionelle, verhaltensbasierte sowie makroökonomische Erklärungsansätze eingeteilt werden. Hinsichtlich der institutionellen Faktoren können beispielsweise finanzwirtschaftliche Liberalisierungsmaßnahmen, die Entwicklung indirekter Immobilienanlageformen (Fonds und REITs) und Finanzmarktinstrumente (CMBS und CDOs) mögliche Ursachen für erhebliche Preisschwankungen und Liquiditätsknappheiten

¹ Vgl. Schulten/ Freitag/ Fröba u.a. (2016), S. 79-80; bulwiengesa (2016).

² Vgl. Kindleberger/ Aliber (2005), S. 29.

³ Im Idealfall sind dies Gleichgewichtspreise, die die subjektiven Erwartungen der Marktteilnehmer widerspiegeln.

⁴ Vgl. Rombach (2011), S. 41-42.

⁵ Vgl. Wang (2000), S. 186.

auf Immobilienmärkten sein.⁶ Demgegenüber sind spekulative und rationale Preisblasen den verhaltensbasierten Erklärungsansätzen zuzuordnen, wobei übermäßige Preisanstiege durch bestimmte Verhaltensmuster der Marktteilnehmer, wie Irrationalität, Vermessenheit, Herdenverhalten oder die Erwartung eines zukünftig anhaltenden Preiswachstums, provoziert werden können.⁷ Aus makroökonomischer Sicht kann zudem eine Ausweitung von Geldmenge und Kreditvergabe in Verbindung mit einer expansiven Geldpolitik und Kreditkanaleffekten ursächlich für eine Vermögensinflation sein und schließlich zur Bildung einer Immobilienpreisblase beitragen.⁸

2.2 Kennzeichen rationaler Preisblasen

Es besteht eine Vielzahl empirischer Testverfahren zur Erkennung von Preisblasen, welche sich überwiegend auf die Bestimmung rationaler Preisblasen beziehen. Nach der rationalen Blasentheorie erkennen Investoren die Existenz einer Preisblase und erwarten sich in die Zukunft fortsetzende Preisanstiege. Die Rationalität besteht somit in der Erwartung, von einem anhaltenden Preiswachstum profitieren zu können, welches heute die Zahlungsbereitschaft für bereits überhöhte Marktpreise rechtfertigt.⁹ Durch den fortgesetzten Preisanstieg wächst die Wahrscheinlichkeit für ein mögliches Platzen der Preisblase, weshalb dieses Phänomen auch als stochastische Preisblase bezeichnet wird. Mit zunehmender Überschreitung des fundamental gerechtfertigten Wertes steigt entsprechend die von Investoren geforderte Risikoprämie zur Kompensation des in Verbindung mit dem Vermögensgut stehenden Verlustrisikos.¹⁰ Der Marktpreis P_t im Zeitpunkt t setzt sich damit aus dem Fundamentalwert F_t und der rationalen Blasenkomponente B_t zusammen.

$$P_t = F_t + B_t \quad (1)$$

Die Entscheidung in das Vermögensgut zu investieren ist demnach abhängig vom heutigen und dem zukünftig erwarteten Marktpreis, sowie dem Wert der Blasenkomponente. Erwarten Investoren das Vermögensgut noch vor dem Platzen der Preisblase veräußern zu können, so bedeutet dies, dass ein Fortbestehen der Blasenkomponente in der Folgeperiode $t + 1$ vorausgesetzt wird. Die Entwicklung des Preises über die Zeit beschreibt insofern einen stochastischen Prozess (2).¹¹ Die von Investoren geforderte Verzinsung der Blasenkomponente entspricht somit der erwarteten Rendite r des Investments, mit der der Fundamentalwert mittels Diskontierung bepreist bzw. ermittelt wurde. Solange die Blasenkomponente die geforderte Rendite liefert, ist das Bestehen einer Preisblase nicht von Bedeutung und die stochastische Differentialgleichung (3) mit der Zufallsvariable z_{t+1} wird erfüllt. Die Preisblase zeigt in dieser Modellierung aufgrund der Renditeerwartung r ein exponentiell wachsendes bzw. explosives Verhalten, wodurch sich entsprechend auch der Marktpreis explosiv entwickelt und die Blasenkomponente einen stetig zunehmenden Anteil des Marktpreises einnimmt.¹²

$$E_t(B_{t+1}) = (1 + r)B_t \quad (2)$$

⁶ Vgl. Rombach (2011), S. 98-117.

⁷ Vgl. Rombach (2011), S. 65-75, 117-126.

⁸ Vgl. Rombach (2011), S. 88-98.

⁹ Vgl. Gürkaynak (2005), S. 1-2.

¹⁰ Vgl. Evans (2003), S. 39; Taipalus (2012), S. 16-17.

¹¹ Vgl. Taipalus (2012), S. 18.

¹² Vgl. Pedersen/ Schütte (2014), S. 13. Vorausgesetzt der Fundamentalwert erfährt im Zeitablauf keinen überproportionalen Anstieg (verglichen mit der Blasenkomponente), was beispielsweise durch eine drastische Senkung des Zinsniveaus hervorgerufen werden könnte.

$$B_{t+1} - (1 + r)B_t = z_{t+1} \quad \text{mit} \quad E_t(z_{t+1}) = 0 \quad (3)$$

Zugleich ist die Existenz negativer rationaler Preisblasen ausgeschlossen, da das explosive Verhalten andernfalls negative Marktpreise zur Folge hätte, Investoren das Vermögensgut allerdings jederzeit und spätestens zum Preis $P_t = 0$ veräußern können.¹³ Angesichts der selbsterfüllenden Erwartungen der Marktteilnehmer kann gegenwärtig eine Preisblase nur vorliegen, wenn ihr Fortbestehen auch für die Zukunft angenommen wird und die Preisblase bereits in der Vergangenheit existierte. Wäre die Blasenkomponente $B_t = 0$, würde die Preisblase mit der nächsten Verwirklichung von $z_{t+1} \neq 0$ einsetzen.¹⁴ Da für die Zufallsvariable ein Erwartungswert von $E_t(z_{t+1}) = 0$ besteht, sind für z_{t+1} jedoch keine positiven oder negativen Werte anzunehmen, sodass Arbitragemöglichkeiten ausgeschlossen werden. Für eine Blasenkomponente $B_t = 0$ könnte die Preisblase mit der erwarteten Zufallsvariable $z_{t+1} = 0$ folglich nicht (neu)starten. Entsprechend kann die Preisblase nicht erst zum Zeitpunkt $t > 0$ einsetzen, sondern muss hingegen seit der ersten Periode bestehen.¹⁵

3 Empirische Studie

Die empirische Studie befasst sich detailliert mit der Preisdynamik auf den Büroimmobilienmärkten der A- und B-Städte. Bevor die empirischen Testergebnisse unter der angewandten Analysemethodik präsentiert werden, erfolgt zunächst eine Vorstellung empirischer Testverfahren zur Erkennung von Preisblasen.

3.1 Empirische Testverfahren zur Erkennung von Preisblasen

Ein Großteil der entwickelten Testverfahren zur Erkennung von Preisblasen untersucht die Beziehung zwischen Aktienkursentwicklungen und Dividenden, welche unter Nutzung von Mieten oder anderer fundamentaler Einflussfaktoren jedoch auch auf Immobilienpreisentwicklungen übertragen werden können. Die Variance Bounds Tests wurden von Shiller (1981) und LeRoy mit Porter (1981) entwickelt; sie hinterfragen die Gültigkeit des Barwertmodells durch Bestimmung von Grenzwerten für die Varianz der beobachteten Aktienkurse anhand Diskontierung der zukünftig erwarteten bzw. tatsächlich erzielten Dividenden als ex-post rationalen Marktpreis. Zeigt die Aktienkursentwicklung dabei eine überhöhte Volatilität mit Überschreitung der Varianzgrenzen, entspricht der Marktpreis nicht dem Nettobarwert der erwarteten Dividendenzahlungen und deutet auf das Vorliegen einer Preisblase hin.¹⁶ Da ein Verstoß gegen den Barwertansatz bei den Volatilitätstests jedoch nicht zwingend und ausschließlich die Existenz einer Preisblase bedeuten muss, stellte Wests (1987) Specification Test einen entscheidenden Fortschritt für die gleichzeitige Erkennung von Preisblasen und Modellfehlspezifikationen dar.¹⁷ Der Test beruht auf der Bestimmung des Einflusses von Dividenden auf den Aktienkurs anhand eines zweistufigen Ansatzes, wobei die Preisschätzungen der beiden Modelle zu dem gleichen Ergebnis führen sollten, sofern keine Überbewertung vorliegt. Die Beziehung zwischen Aktienkursen und Dividenden kann dabei anhand der Arbitragefreiheit des Diskontierungssatzes sowie des autoregressiven Prozesses der Dividenden konstruiert, und mit der tatsächlichen Beziehung als Regression der Dividendenzahlungen auf den Aktienkurs verglichen werden.

¹³ Vgl. Diba/ Grossman (1987), S. 698-699.

¹⁴ Vgl. Diba/ Grossman (1988b), S. 751.

¹⁵ Vgl. Gürkaynak (2005), S. 17-18.

¹⁶ Vgl. Taipalus (2012), S. 42.

¹⁷ Vgl. Gürkaynak (2005), S. 11.

Unterscheidet sich die konstruierte Beziehung zwischen Aktienkursen und Dividenden von der tatsächlichen Beziehung, bestätigt dies die Existenz einer Preisblase.¹⁸

Nachdem die beschriebenen Testverfahren allerdings einigen Kritikpunkten unterliegen und diese mit den bestehenden Marktdaten praktisch nur bedingt oder unzureichend auf Immobilienmärkte angewandt werden können, wird die Ausarbeitung im Folgenden auf integrations- und kointegrationsbasierte Testverfahren beschränkt.

3.1.1 Diba mit Grossman (1988a)

Während sowohl die Variance Bounds Tests von Shiller (1981) und LeRoy mit Porter (1981), als auch Wests (1987) Specification Test die Bestimmung nicht fundamentaler Umstände verfolgen, untersucht Diba mit Grossman (1988a) hingegen die theoretischen Eigenschaften rationaler Preisblasen. Das Modell basiert auf der Annahme, dass der gegenwärtige Immobilienpreis P_t mittels Diskontierung des in der Folgeperiode erwarteten Marktpreises P_{t+1} , der Mieterträge M_{t+1} sowie der ökonometrisch nicht beobachtbaren fundamentalen Einflussfaktoren u_{t+1} bestimmt werden kann.¹⁹

$$P_t = (1 + r)^{-1} E_t(P_{t+1} + M_{t+1} + u_{t+1}) \quad (4)$$

$$r = P_t^{-1} [E_t(P_{t+1}) + E_t(M_{t+1})] - 1 \quad \text{mit } u_{t+1} = 0 \quad (5)$$

Für den Fall der unbeobachteten Variablen $u_{t+1} = 0$ ist die erwartete Gesamrendite, bestehend aus der erwarteten Netto-Cash-Flow- und Wertänderungsrendite, gleich dem Diskontierungssatz r (5). Angesichts der Tatsache, dass $1 + r > 1$, entspricht der fundamental gerechtfertigte Wert F_t dem Barwert der zukünftig erwarteten Mieten M_{t+i} und Einflussfaktoren u_{t+i} .²⁰

$$F_t = \sum_{i=1}^{\infty} (1 + r)^{-i} E_t(M_{t+i} + u_{t+i}) \quad (6)$$

Falls die unbeobachteten Variablen $u_{t+i} = 0$ für alle zukünftigen Perioden, entspricht der Fundamentalwert dem Barwert der erwarteten Mieterträge. Unter der Annahme, dass die nicht erfassbaren Einflussgrößen den gleichen Integrationsgrad wie die Mieten besitzen, müssen auch die Immobilienpreise den gleichen Integrationsgrad wie die Mieten aufweisen, um das Vorliegen einer rationalen Preisblase ablehnen zu können.²¹ Der Integrationsgrad n beschreibt, dass eine Zeitreihe nach n -maliger Differenzenbildung stationär ist.

Die Stationaritätseigenschaften von Zeitreihen können anhand von Unit-Root- bzw. Einheitswurzeltests untersucht werden. Eine Zeitreihe wird als stationär bezeichnet, wenn sich ihre grundlegenden Eigenschaften im Zeitverlauf nicht verändern. Für die schwache Stationarität einer Zeitreihe werden konstante Erwartungswerte, Varianzen und Kovarianzen für unterschiedliche Lags k , also Zeitabstände zwischen Beobachtungspunkten, vorausgesetzt. Ist jedoch eine dieser spezifischen Eigenschaften nicht in allen Zeitpunkten gleich und die Voraussetzung nicht erfüllt, zeigt die Zeitreihe keine Stationarität.²² Mithilfe des Augmented Dickey-Fuller Tests (ADF-Tests) kann getestet werden, ob die Immobilienpreise und/oder Mieten jeweils von ihrem langfristigen Gleichgewichtspfad abweichen (die Eigenschaften also nicht erfüllen), was Aufschlüsse über die Existenz einer Preisblase liefert. Diba mit Grossman (1988a) analysieren die Stationaritätseigenschaften von zwei

¹⁸ Vgl. Pedersen/ Schütte (2014), S. 18; Weites/ von Maravic (2010), S. 14-15.

¹⁹ Vgl. Diba/ Grossman (1988a), S. 521.

²⁰ Vgl. Diba/ Grossman (1988a), S. 521.

²¹ Vgl. Weites/ von Maravic (2010), S. 18.

²² Vgl. Auer/ Rottmann (2015), S. 586-590.

Zeitreihen Y_t auf Basis eines Random Walk mit Drift α und deterministischen Trend δt (mit den Koeffizienten φ_i und Störtermen ε_t). Der ADF-Test erfolgt unter der Nullhypothese einer Einheitswurzel $H_0: \beta = 1$ gegen die Alternativhypothese der Stationarität $H_1: \beta < 1$.²³

$$\Delta Y_t = \alpha + \delta t + (\beta - 1)Y_{t-1} + \sum_{i=1}^k \varphi_i \Delta Y_{t-i} + \varepsilon_t \quad (7)$$

Sind die Mieten nach n -maliger Differenzenbildung stationär, so sollten sich die Immobilienpreise in gleicher Weise entwickeln und ebenfalls nach n -maliger Differenzenbildung in einen stationären Prozess überführt werden können. Müssen die Immobilienpreise verglichen mit den Mieten hingegen öfter differenziert werden um signifikant stationäres Verhalten aufzuweisen, besitzen also einen höheren Integrationsgrad als die Mieten, so wird die Existenz einer Preisblase unterstützt.²⁴ In diesem Fall besteht eine erhebliche Abweichung zwischen den beiden Zeitreihenverläufen, wodurch das Preisniveau auf dem Immobilienmarkt insofern als nicht gerechtfertigt angesehen werden kann. Die Abkopplung der Immobilienpreisentwicklung von den zugrunde gelegten Mieten zeigt folglich eine Überbewertung auf dem Immobilienmarkt.²⁵

Sind die Immobilienpreise und Mieten jeweils integriert von der gleichen Ordnung, kann die Existenz einer Preisblase jedoch nicht zwingend ausgeschlossen werden; im zweiten Schritt wird eine Untersuchung ihrer Kointegrationsbeziehung erforderlich. Anhand der Kointegrationsanalyse wird getestet, ob für die Entwicklung zweier Zeitreihen eine stabile Langfristbeziehung besteht. Zwei Zeitreihen werden als kointegriert bezeichnet, wenn sie sich in ihrer Entwicklung nie allzu weit voneinander entfernen und damit ein gemeinsamer Gleichgewichtspfad beobachtet werden kann.²⁶ Nach Diba mit Grossman (1988a) werden mithilfe des Engle-Granger-Tests die Mieten auf die zu analysierenden Immobilienpreise regressiert und die Störterme ε_t der Kointegrationsregression anschließend auf ihre Stationaritätseigenschaften untersucht.²⁷

$$\Delta \varepsilon_t = (\beta - 1)\varepsilon_{t-1} + \sum_{i=1}^k \varphi_i \Delta \varepsilon_{t-i} + e_t \quad (8)$$

Kann anhand des ADF-Tests ein stationäres Verhalten der Störterme ε_t nachgewiesen werden, so sind die Immobilienpreise und Mieten kointegriert und bestätigen grundsätzlich ein angemessenes Bewertungsniveau auf dem Immobilienmarkt. In diesem Fall bietet sich weiterführend die Möglichkeit, die Kausalität des Anpassungsmechanismus und den Wirkungszusammenhang beider Zeitreihen mithilfe eines Fehlerkorrekturmodells zu bestimmen, was Aufschlüsse über die Short-run-Dynamik sowie potenzielle kurzfristige Abweichungen vom langfristigen Gleichgewichtspfad gibt.²⁸ Zeigt sich hingegen keine Kointegrationsbeziehung, da die Störterme erst Stationarität aufweisen, nachdem sie differenziert wurden, so ist angesichts der unverhältnismäßigen Entwicklung der Immobilienpreise verglichen mit den Mieten von einer Überbewertung auszugehen. Die abweichenden Zeitreihenverläufe der Immobilienpreise und Mieten implizieren keinen Langfristzusammenhang, was mit der Existenz einer Preisblase gleichzusetzen ist.²⁹

Die Hauptkritik am Testverfahren nach Diba mit Grossman (1988a) besteht darin, dass eine Ablehnung der Nullhypothese (H_0 : keine Preisblase) lediglich das Vorhandensein von

²³ Vgl. Diba/ Grossman (1988a), S. 523-524.

²⁴ Vgl. Gürkaynak (2005), S. 18-19.

²⁵ Vgl. Rombach (2011), S. 218-222.

²⁶ Vgl. Rombach (2011), S. 218-222; Hackl (2013), S. 336.

²⁷ Vgl. Diba/ Grossman (1988a), S. 520, 524-525.

²⁸ Vgl. Rombach (2011), S. 226-227; Auer/ Rottmann (2015), S. 607-608.

²⁹ Vgl. Rombach (2011), S. 218-222; Hackl (2013), S. 338-340.

Nichtstationarität in den Immobilienpreisen bestätigt, was jedoch kein eindeutiger Nachweis für eine Preisblase ist. Diese Eigenschaft der Immobilienpreise könnte beispielsweise auch auf eine Nichtstationarität der ökonometrisch nicht erfassbaren Variablen u_{t+i} zurückzuführen sein. Daneben könnten die Vernachlässigung maßgeblicher Einflussfaktoren oder eine unpassende Modellierung Gründe für Fehlspezifikationen sein, die Nichtstationarität der Immobilienpreise oder Mieten anzeigt, obwohl sie bei korrekter Spezifikation nicht gegeben ist.³⁰ Wie Evans (1991) darlegt, ist eine Nichtablehnung der Nullhypothese keiner Preisblase jedoch ebenso kein eindeutiger Nachweis für die Nichtexistenz einer Preisblase. Er zeigt auf, dass Preisblasen zeitweilig kollabieren und fortbestehen können ohne tatsächlich zu platzen, was im Testverfahren nach Diba mit Grossman (1988a) dennoch Nichtstationarität ohne Ablehnung der Nullhypothese impliziert.³¹

3.1.2 Right-Tailed ADF-Tests

Right-Tailed bzw. rechtsseitige ADF-Tests (RTADF-Tests) zählen zur zweiten Generation der Testverfahren auf Strukturbrüche in ökonomischen Zeitreihen, die temporäre Muster für Regimewechsel und Systemänderungen identifizieren können.³² In Anlehnung an das Testverfahren nach Diba mit Grossman (1988a) bilden das Barwertmodell aus Gleichung (6), ebenso wie das explosive Verhalten rationaler Preisblasen aus Gleichung (2), die Grundlage für RTADF-Tests. Sie begegnen dabei der Kritik zeitweilig kollabierender Preisblasen nach Evans (1991) und ermöglichen die Erfassung mehrerer Preisblasen anhand der dynamischen und vielfachen Schätzung von Einheitswurzeltests für unterschiedliche Teilstichproben einer Zeitreihe. RTADF-Tests können als rollierende oder rekursive ADF-Tests durchgeführt werden, wobei letztere eine Datierung der Regimewechsel zwischen Random Walk (keine Preisblase) und explosivem Verhalten (Preisblase) ermöglichen.³³

Die wiederholte Durchführung von ADF-Tests erfolgt jeweils über einen Teilabschnitt der Zeitreihe vom Datenpunkt r_1 bis zum Datenpunkt r_2 sowie in Abhängigkeit des anfänglich gewählten Teilstichprobenumfangs r_0 . Das Stützintervall $[r_1; r_2]$ jeder Teilstichprobe hat damit einen Umfang von $r_w = r_2 - r_1$ Beobachtungspunkten. Die ADF-Tests basieren auf der OLS-Schätzung eines Random Walk mit Drift (9), sodass im Unterschied zum Testverfahren nach Diba mit Grossman (1988a) explizit kein deterministischer Trend berücksichtigt wird (vgl. Gleichung (7)), was andernfalls eine unrealistische explosive Entwicklung zur Folge hätte. Bei jedem der einzelnen ADF-Tests eines RTADF-Testvorgangs wird der Koeffizient β sowie der dazugehörige t-Wert $ADF_{r_1}^{r_2}$ für die jeweilige Teilstichprobe individuell ermittelt.³⁴

$$Y_t = \alpha + \beta Y_{t-1} + \sum_{i=1}^k \varphi_i \Delta Y_{t-i} + e_t \quad (9)$$

Entgegen dem normalen, linksseitigen ADF-Test auf Ablehnung der Nullhypothese einer Einheitswurzel ($H_0: \beta = 1$) gegen die Alternativhypothese der Stationarität ($H_1: \beta < 1$), fokussieren rechtsseitige ADF-Tests hingegen auf die Alternativhypothese eines (schwach) explosiven autoregressiven Prozesses ($H_1: \beta > 1$). Mit Ablehnung von $H_0: \beta = 1$ wäre somit eine explosive Entwicklung mit $\beta > 1$ festzustellen, was das Vorliegen einer Preisblase unterstützt. Bei RTADF-Tests sind folglich die (positiven) kritischen t-Werte auf der rechten

³⁰ Vgl. Pedersen/ Schütte (2014), S. 21.

³¹ Vgl. Evans (1991), S. 924; Gürkaynak (2005), S. 20-21.

³² Vgl. Weites/ von Maravic (2010), S. 26, 30.

³³ Vgl. Pedersen/ Schütte (2014), S. 23; Caspi (2013), S. 2.

³⁴ Vgl. Phillips/ Shi/ Yu (2013), S. 8; Pedersen/ Schütte (2014), S. 23.

Seite der entsprechenden Wahrscheinlichkeitsverteilung maßgeblich für die Beurteilung der Teststatistik.³⁵

Bei RTADF-Tests wird insbesondere zwischen dem Rolling ADF-, Supremum ADF- und Generalized Supremum ADF-Test unterschieden. Zur vereinfachten Darstellung und Erläuterung wird der Stützbereich der zu analysierende Zeitreihe der Größe T auf das Intervall $[0; 1]$ standardisiert (vgl. Abb. 1).

Der rollierende bzw. Rolling ADF-Test (RADF-Test) erfolgt durch versetzte Durchführung von ADF-Tests über einen fixen Teilstichprobenumfang von $r_w = r_0$ Beobachtungspunkten. Für jeden Schritt des RADF-Testvorgangs werden der erste r_1 und letzte r_2 Beobachtungspunkt einer Teilstichprobe um jeweils einen Datenpunkt erhöht. Demnach variieren einzig die Start- und Endpunkte des ADF-Tests einer Teilstichprobe, während ihr Abstand zueinander, also der Teilstichprobenumfang, gleich bleibt. Die Teststatistik $RADF(r_0)$ wird als Supremum unter allen $ADF_{r_1}^{r_2}$ bestimmt, also dem höchsten t-Wert der einzelnen ADF-Tests.³⁶

$$RADF(r_0) = \sup_{\substack{r_2 \in [r_0; 1] \\ r_1 \in [0; 1-r_2-r_0]}} \{ADF_{r_1}^{r_2}\} \tag{10}$$

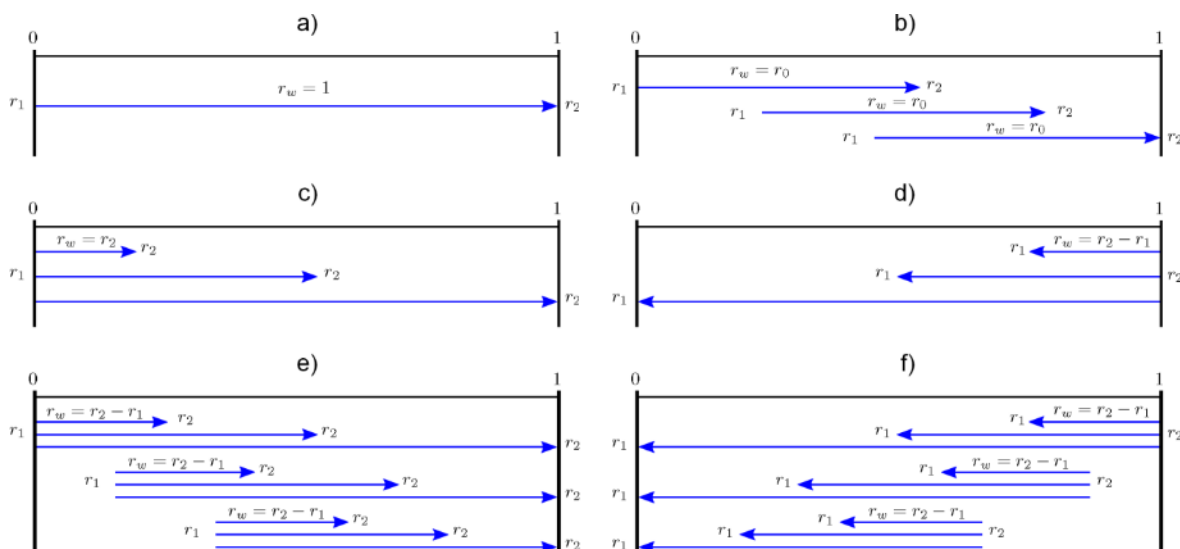


Abb. 1 Veranschaulichung der Testvorgänge rechtsseitiger Einheitswurzeltests (RTADF-Tests)

In Anlehnung an Caspi (2013), S. 5-6; Phillips/ Shi/ Yu (2013), S. 14, 16.

Jeder Pfeil symbolisiert einen ADF-Test über den Stützbereich einer Teilstichprobe zwischen dem Anfangs- r_1 und Enddatenpunkt r_2 .

- d) Augmented Dickey-Fuller Test (ADF-Test)
- e) Rolling ADF-Test (RADF-Test)
- f) Supremum ADF-Test (SADF-Test)
- g) Bachward Supremum ADF-Test (BSADF-Test)
- h) Generalized Sup ADF-Test (GSADF-Test)

³⁵ Vgl. Pedersen/ Schütte (2014), S. 23; Caspi (2013), S. 4. Die theoretische Wahrscheinlichkeitsverteilung der Testparameter unter der Nullhypothese ist durch eine Brownsche Bewegung in Abhängigkeit des jeweiligen Teilstichprobenumfangs definiert. Diese Wahrscheinlichkeitsverteilungen werden aus Simulationsmodellen gewonnen und sind in der verwendeten Ökonometrie-Software hinterlegt.

³⁶ Vgl. Huang (2008), S. 9; Caspi (2013), S. 5.

i) Generalized Sup ADF-Test (GSADF-Test), alternative Darstellung
Beim Supremum ADF-Test (SADF-Test) wird eine vorwärts gerichtete rekursive Schätzung von ADF-Tests für Teilstichproben mit dem identischen ersten Beobachtungspunkt, entsprechend dem ersten Datenpunkt der Zeitreihe $r_1 = 0$, durchgeführt. Für jeden Schritt des SADF-Testvorgangs wird der letzte Beobachtungspunkt r_2 einer Teilstichprobe um einen Datenpunkt erhöht, sodass sich der Teilstichprobenumfang $r_w = r_2$ ebenfalls um jeweils einen Beobachtungspunkt ausdehnt. Durch den fixen Startpunkt wächst somit der Teilstichprobenumfang der ADF-Tests. Analog zum RADF-Test entspricht die Teststatistik $SADF(r_0)$ dem Supremum aller $ADF_0^{r_2}$.³⁷

$$SADF(r_0) = \sup_{r_2 \in [r_0; 1]} \{ADF_0^{r_2}\} \quad (11)$$

Bei Ablehnung von $H_0: \beta = 1$ bestätigt die Teststatistik $SADF(r_0)$ lediglich das Vorliegen einer oder mehrerer Preisblasen innerhalb des Betrachtungszeitraums, gibt jedoch noch keinen Aufschluss über die Datierung ihres Auftretens. Um ergänzend den Anfangs- und Endzeitpunkt einer Preisblase bestimmen zu können, werden die rekursiven Teststatistiken $ADF_0^{r_2}$ der einzelnen ADF-Tests auf dem Konfidenzniveau β_T mit den dazugehörigen rechtsseitigen kritischen t-Werten cv_{β_T} der entsprechenden Wahrscheinlichkeitsverteilung verglichen. Der Entstehungszeitpunkt r_e wird definiert als der erste Datenpunkt, bei dem die Teststatistiken $ADF_0^{r_2}$ den kritischen t-Wert cv_{β_T} überschreitet (12). Gleichermäßen entspricht der Endzeitpunkt r_f dem ersten Datenpunkt nach r_e , bei dem die Teststatistiken $ADF_0^{r_2}$ unter den kritischen t-Wert cv_{β_T} fällt (13).³⁸

$$r_e = \inf_{r_2 \in [r_0; 1]} \{r_2 : ADF_0^{r_2} > cv_{\beta_T}\} \quad (12)$$

$$r_f = \inf_{r_2 \in [r_e; 1]} \{r_2 : ADF_0^{r_2} < cv_{\beta_T}\} \quad (13)$$

Der Generalized SADF-Test (GSADF-Test) stellt eine Kombination des RADF- und SADF-Tests dar, wobei neben der Anpassung des letzten Beobachtungspunktes r_2 einer Teilstichprobe auch die ersten Beobachtungspunkte r_1 der einzelnen ADF-Tests variiert werden. Für den GSADF-Testvorgang werden über den kompletten Stützbereich mehrere SADF-Tests durchgeführt, für die wiederum auch der Startpunkt $r_1 \in [0; r_2 - r_0]$ um einen Datenpunkt erhöht und neu fixiert wird. Durch die Veränderung des Teilstichprobenumfangs r_w und die erheblich größere Anzahl einzelner ADF-Tests für alle realisierbaren Teilstichproben ist der GSADF-Test somit der umfangreichste der hier genutzten (rechtsseitigen) Einheitswurzeltests. Die Teststatistik $GSADF(r_0)$ wird auch hier als das Supremum unter allen $ADF_{r_1}^{r_2}$ definiert.³⁹

$$GSADF(r_0) = \sup_{\substack{r_2 \in [r_0; 1] \\ r_1 \in [0; r_2 - r_0]}} \{ADF_{r_1}^{r_2}\} \quad (14)$$

Für die Datierung des Auftretens einer Preisblase wurde durch Phillips/ Shi/ Yu (2013) eine neue und effektivere Strategie, basierend auf einer Optimierung des SADF-Tests, entwickelt. Wenn bei Durchführung von RTADF-Tests weniger die Identifikation von Phasen der Überbewertung im Allgemeinen von Bedeutung ist, sondern vielmehr die Bestimmung, ob ein spezifischer Datenpunkt einer Preisblase zugeordnet werden kann, besteht das Risiko der Beobachtung pseudo stationären Verhaltens, ähnlich der Problematik des

³⁷ Vgl. Phillips/ Wu/ Yu (2011), S. 207; Pedersen/ Schütte (2014), S. 24.

³⁸ Vgl. Phillips/ Wu/ Yu (2011), S. 207; Pedersen/ Schütte (2014), S. 24.

³⁹ Vgl. Phillips/ Shi/ Yu (2013), S. 10-11; Pedersen/ Schütte (2014), S. 25.

Testverfahrens nach Diba mit Grossman (1988a).⁴⁰ Durch die vorwärts gerichtete Ausweitung der Teildatenfolgen basieren die einzelnen ADF-Tests auf Teilstichproben bis zu einem konkreten Beobachtungspunkt r_2 , womit jedoch überwiegend weiter zurückliegende Datenpunkte in die Schätzungen einfließen. Unter Berücksichtigung zeitweilig kollabierender Preisblasen ermöglicht ein rückwärts gerichteter SADF-Testvorgang mitunter eine gesteigerte Genauigkeit und Trennschärfe für die Erkennung explosiven Verhaltens.⁴¹

Der Backward SADF-Test (BSADF-Test) erfolgt somit durch die rückwärts gerichtete rekursiven Schätzung von ADF-Tests unter Fixierung des letzten Datenpunktes der Zeitreihe $r_2 = 1$ und Ausdehnung des Teilstichprobenumfangs r_w durch Variation des ersten Beobachtungspunktes $r_1 \in [0; r_2 - r_0]$ der Teilstichproben. Die Teststatistik $BSADF(r_0)$ entspricht der rückwärts gerichteten Teststatistik $SADF(r_0)$ aus Gleichung (11) und wird demnach anhand des Supremum unter allen $BADF_{r_1}^1$ bestimmt. Übertragen auf den GSADF-Testvorgang kann die Teststatistik $GSADF(r_0)$ gleichermaßen auf Basis der korrespondierenden rückwärts gerichteten Teststatistik $BSADF_0^{r_2}$ definiert werden.⁴²

$$BSADF(r_0) = \sup_{r_1 \in [0; r_2 - r_0]} \{BADF_{r_1}^1\} \quad (15)$$

$$GSADF(r_0) = \sup_{r_2 \in [r_0; 1]} \{BSADF_0^{r_2}\} \quad (16)$$

Für die Datierung des Auftretens einer Preisblase werden nun entsprechend die Teststatistiken des BSADF-Tests herangezogen. Die Bestimmung des Anfangs- r_e und Endzeitpunktes r_f mithilfe der Schnittpunkte der rückwärts gerichteten Teststatistiken $BSADF_0^{r_2}$ und den entsprechenden kritischen t-Werten cv_{β_T} steigert damit die Genauigkeit für die Identifikation von Preisblasen.⁴³

$$r_e = \inf_{r_2 \in [r_0; 1]} \{r_2 : BSADF_0^{r_2} > cv_{\beta_T}\} \quad (17)$$

$$r_f = \inf_{r_2 \in [r_e; 1]} \{r_2 : BSADF_0^{r_2} < cv_{\beta_T}\} \quad (18)$$

Rechtsseitige Einheitswurzeltests sind demzufolge außerordentlich leistungsstarke Testverfahren für die Erkennung von Preisblasen und bieten zahlreiche Vorteile gegenüber dem Testverfahren nach Diba mit Grossman (1988a). Die dynamische Abfolge mehrerer ADF-Tests für flexible Teilstichproben berücksichtigt auch zeitweilig kollabierende Preisblasen und ermöglicht eine Datierung der Anfangs- und Endzeitpunkte identifizierter Preisblasen. Insbesondere der GSADF-Test beschränkt sich nicht auf die einfache ex-post Analyse von Marktentwicklungen, sondern dient in erster Linie als Frühwarnsystem hinsichtlich der Entstehung möglicher Preisblasen.⁴⁴

3.2 Analysemethodik

Angesichts des effektiven Real Time Monitorings bietet der GSADF-Test eine geeignete Grundlage für die Beurteilung der aktuellen Preisdynamik auf den Büroimmobilienmärkten der A- und B-Städte. Für eine Beurteilung des Bewertungsniveaus bedarf es geeigneter Analyseparameter. Für den Büroimmobilienmarkt können in erster Linie Mieten und Baupreise als fundamentale Einflussgrößen herangezogen werden. Das Testverfahren kann

⁴⁰ Vgl. Phillips/ Shi/ Yu (2013), S. 13-14.

⁴¹ Vgl. Pedersen/ Schütte (2014), S. 26.

⁴² Vgl. Phillips/ Shi/ Yu (2013), S. 14; Pedersen/ Schütte (2014), S. 26.

⁴³ Vgl. Phillips/ Shi/ Yu (2013), S. 14-15; Caspi (2013), S. 6-7.

⁴⁴ Vgl. Phillips/ Shi/ Yu (2013), S. 2-4.

dabei grundsätzlich auf die beobachteten Kaufpreise sowie die Fundamentalgrößen angewandt werden. Um die Existenz einer Preisblase zu begründen, sollte eine explosive Entwicklung der Immobilienpreise zu dokumentieren sein, während die fundamentalen Einflussfaktoren für die jeweiligen Zeiträume kein explosives Verhalten aufweisen.⁴⁵

3.2.1 *Verhältniskennzahlen*

Die Analyse kann alternativ anhand von Kennzahlen erfolgen, was auf dem Grundsatz beruht, dass die relative Preisentwicklung gegenüber fundamentalen, wertbestimmenden Einflussfaktoren grundsätzlich einer stabilen Gleichgewichtsbeziehung folgen sollte. Zeigt eine solche Verhältniskennzahl explosives Verhalten und weicht damit von ihrem langfristigen Trend ab, begründet das ein entsprechendes Ungleichgewicht zwischen Marktpreis und fundamental gerechtfertigtem Wert und signalisiert die Existenz einer Preisblase.⁴⁶ Mithilfe der Preisentwicklung relativ zu anderen immobilienmarktspezifischen Fundamentalgroßen werden somit Aussagen hinsichtlich des Bewertungsniveaus möglich.

Im Bereich der Immobilienbewertung und -investitionsrechnung werden vorwiegend das Ertragswert- und Discounted-Cash-Flow-Verfahren angewandt. Nach dem dominierenden Barwertkonzept wird der Wert einer Immobilie mittels Diskontierung der zukünftig erwarteten Cash Flows ermittelt (vgl. Gleichung (6)). Der Wert einer Immobilie wird damit maßgeblich durch ihre Mieterträge beeinflusst, sodass ein enger Zusammenhang zwischen Miet- und Kaufpreisen besteht. Demzufolge stellt das Preis-Miet-Verhältnis (Vervielfältiger) eine bedeutende Verhältniskennzahl zur Bestimmung des Bewertungsniveaus auf Immobilienmärkten dar.⁴⁷ Eine anhaltende Abweichung des Preis-Miet-Verhältnisses von seinem langfristigen Trend würde eine zunehmende Abkopplung der Immobilienpreisentwicklung von den zugrunde gelegten Mieten signalisieren. Entsprechend wäre die Gleichgewichtsbeziehung zwischen Kaufpreisen und Mieten gestört, was eine Überbewertung auf dem Immobilienmarkt begründet.⁴⁸

Bei Investitionen der Marktteilnehmer konkurrieren Neubauten mit Objekten auf dem dominierenden Bestandsmarkt. Als Erklärungsansatz für Realkapitalinvestitionen entwickelte Tobin (1969) den q-Wert entsprechend aller für Investitionsentscheidungen relevanten Informationen. Übertragen auf die Immobilienwirtschaft und Bauinvestitionen setzt der q-Wert nach Tobin (Kaufpreis-Baupreis-Verhältnis) einen beständigen Gleichlauf von Kauf- und Baupreisen voraus und nimmt im Gleichgewicht den Wert Eins an. Im Falle eines q-Wertes größer oder kleiner Eins werden die relativ günstigen Wiederherstellungskosten bzw. Marktpreise gewinnbringend ausgenutzt und verantworten wiederum eine Angleichung an sein gleichgewichtiges Niveau infolge der bedingten Angebots- bzw. Nachfragesteigerung.⁴⁹ Nimmt Tobins q langfristig und in erheblichem Umfang einen Wert über seinem gleichgewichtigen Niveau an, würde dies eine fundamental nicht gerechtfertigte Immobilienpreisentwicklung verglichen mit den Wiederherstellungskosten darstellen und folglich das Vorliegen einer Immobilienpreisblase anzeigen.⁵⁰

Um die finanzielle Belastung und Anfälligkeit eines Immobilienmarktes abzubilden, wurde auch das Verhältnis vom Kredit- zum Transaktionsvolumen als Indikator analysiert. Die Untersuchung des Einflusses der Hypothekarkreditvergabe lieferte jedoch keine signifikanten Analyseergebnisse für die Bildung einer Immobilienpreisblase. Dieser Indikator wird im Folgenden daher nicht weiter diskutiert.

⁴⁵ Vgl. Pedersen/ Schütte (2014), S. 31.

⁴⁶ Vgl. Pedersen/ Schütte (2014), S. 31-32; Rombach (2011), S. 231-232.

⁴⁷ Vgl. Geltner/ Miller/ Clayton u.a. (2007), S. 14.

⁴⁸ Vgl. Rombach (2011), S. 232-234.

⁴⁹ Vgl. Nitsch (2011), S. 103-106.

⁵⁰ Vgl. Rombach (2011), S. 241-244.

3.2.2 Datengrundlage

Die empirische Beurteilung des Bewertungsniveaus erfordert eine Abbildung der theoretischen Verhältniskennzahlen durch historisch gemessene Daten. Für eine differenzierte Betrachtung der Büroimmobilienmärkte der deutschen A- und B-Städte sind regionale Immobilienmarktdaten erforderlich, welche von bulwiengesa bezogen wurden. Der Baupreisindex für die Errichtung und Instandhaltung von Bürogebäuden ist für die Bundesebene über das Statistische Bundesamt abrufbar.

Da die Bruttoanfangsrendite die Beziehung zwischen Miet- und Kaufpreisen erfasst, kann das Preis-Miet-Verhältnis (Vervielfältiger) entsprechend als Kehrwert der Bruttoanfangsrendite ermittelt werden. Da für Gewerbeimmobilienmärkte keine direkten Kaufpreise veröffentlicht werden, ist für die Bestimmung der q-Werte nach Tobin zunächst die Herleitung theoretischer Kaufpreise bzw. Kapitalwerte als Quotient aus Mieten und Bruttoanfangsrenditen erforderlich. Durch eine Indexierung der ermittelten Kaufpreise kann Tobins q schließlich anhand der Gegenüberstellung des Kaufpreisindex und des bundesweiten Baupreisindex bestimmt werden. Als Grundlage der empirischen Untersuchungen können für die beiden Verhältniskennzahlen damit Zeitreihen auf jährlicher Basis von 1990 bis 2016, sowie für die A-Städte auch vierteljährlich ab 2003 (Köln und Stuttgart ab 2008) erfasst werden.

3.2.3 Modellspezifikation

Die Datenanalysen erfolgen mithilfe der Ökonometrie-Software EViews. Da lediglich die linksseitigen Unit-Root-Tests zur grundlegenden Ausstattung von EViews zählen, wird für die Anwendung des GSADF-Tests auf das Add-in Rtaadf* zurückgegriffen. Dieses steht zum Download auf der offiziellen EViews-Website zur Verfügung und ermöglicht die Nutzung der RTADF-Tests im Rahmen von Zeitreihenanalysen.⁵¹

Für das Testverfahren und die Aussagekraft der Ergebnisse sind die Wahl des zugrunde liegenden stochastischen Modells sowie die Formulierung der Hypothesen entscheidend. Phillips/ Shi/ Yu (2013) argumentieren, dass die Einbeziehung von sowohl einem konstanten Driftparameter als auch einem deterministischen Trend, in Anlehnung an das Testverfahren nach Diba mit Grossman (1988a) aus Gleichung (7), empirisch unrealistisch ist. Stattdessen kann bei ökonomischen Zeitreihen in der Realität vorwiegend ein asymptotisch unerheblicher Drift beobachtet werden. Entsprechend liefert ein Random Walk mit ortsgebundenem Drift durch die Konstante d in Abhängigkeit des Datenumfangs T eine realistische Zwischenlösung, um das Ausmaß des Drifts mithilfe des Eingrenzungsparameters η bestimmen zu können.

$$Y_t = dT^{-\eta} + \beta Y_{t-1} + e_t \quad \text{mit } \eta > \frac{1}{2} \quad (19)$$

Die Zeitreihen der Preis-Miet-Verhältnisse und q-Werte nach Tobin werden zunächst jeweils auf die Nullhypothese einer Einheitswurzel $H_0: \beta = 1$ (keine Preisblase) gegen die Alternativhypothese eines explosiven Prozesses $H_1: \beta > 1$ (Preisblase) getestet. Um das Regressionsmodell des GSADF-Tests aus Gleichung (9) abbilden zu können, wird für die Anwendung in EViews die Konstante $d = 1$ sowie der Eingrenzungsparameter $\eta = 1$ gewählt. Für den anfänglichen Teilstichprobenumfang wird ein Mindestwert von $r_0 = 10$ Beobachtungspunkten angesetzt. Die Auswahl der Lag-Länge k der einzelnen ADF-Tests des GSADF-Testvorgangs erfolgt automatisch anhand eines Informationskriteriums, da, angesichts der mitunter sehr unterschiedlichen Teilstichprobenumfänge der ADF-Tests, eine willkürliche Fixierung der Lag-Länge keine optimale Lösung darstellt. Eine Anwendung des Akaike (AIC) oder Schwarz-Bayes Informationskriteriums (SIC) bedingt meist die Auswahl einer zu geringen Lag-Länge, was eine signifikante Verzerrung des Modellum-

⁵¹ Vgl. IHS Global (2013).

fangs hervorrufen kann. Aus diesem Grund wird empfohlen auf das modifizierte Schwarz-Bayes Informationskriterium (MSIC) zurückzugreifen, welches auch bei eingeschränkten Teilstichprobenumfängen konsistente Schätzungen für die Wahl der richtigen Ordnung des Modells vornimmt.⁵² Entsprechend wird das MSIC zur Bestimmung der optimalen Lag-Länge mit einer maximalen Anzahl von $k_{max} = 3$ Lags herangezogen. Für die Datierung der Anfangs- und Endzeitpunkte einer möglichen Preisblase werden die kritischen t-Werte auf einem Konfidenzniveau von $\beta_T = 95\%$ durch eine Monte Carlo Simulation mit 2.000 Wiederholungen ermittelt.

3.3 Analyseergebnisse

Für die zusammenfassende Darstellung der GSADF-Testergebnisse werden die BSADF-Teststatistiken jeder Teilstichprobe relativ zu ihren jeweiligen kritischen t-Werten betrachtet und indiziert. Je geringer bzw. größer der Abstand einer BSADF-Teststatistik $BSADF(r_0)$ zum jeweiligen kritischen t-Wert cv_{β_T} , desto geringer bzw. größer auch die Irrtumswahrscheinlichkeit $1 - \beta_T$ für die Ablehnung der Alternativhypothese einer explosiven Entwicklung und das Vorliegen einer Immobilienpreisblase. Entsprechend wird das Intervall $BSADF(r_0) \in [cv_{1-\beta_T}; cv_{\beta_T}]$ definiert, über das die Wahrscheinlichkeit der Existenz einer Preisblase stetig zunimmt. Um die Preisdynamik der einzelnen Büroimmobilienmärkte abbilden zu können, werden den t-Werten $cv_{1-\beta_T}$, μ (Erwartungswert) und cv_{β_T} die Indizes -100, 0 und 100 zugeordnet. Diese Indexierung entspricht bewusst nicht den tatsächlichen Irrtumswahrscheinlichkeiten nach der Verteilungsfunktion der BSADF-Teststatistik, da die zu den t-Werten korrespondierenden Irrtumswahrscheinlichkeiten insbesondere an den Rändern der Wahrscheinlichkeitsverteilung nahezu keine Unterscheidung mehr zulassen bzw. nur auf mehrere Nachkommastellen. Auf Basis des definierten Intervalls kann also für jeden t-Wert der BSADF-Teststatistik $BSADF(r_0)$ ein Index bestimmen werden, der das aktuelle Preisniveau auf den Büroimmobilienmärkten der A- und B-Städte widerspiegelt. Dies ermöglicht eine einheitliche Skalierung der mitunter sehr unterschiedlich verteilten BSADF-Teststatistiken und dient einer besseren Vergleichbarkeit der Analyseergebnisse. Alle $BSADF(r_0)$ innerhalb des definierten Intervalls erhalten zudem eine farbliche Kodierung beginnend bei grün für $BSADF(r_0) \leq cv_{1-\beta_T}$ (Indizes ≤ -100 , keine Preisblase) über gelb für $BSADF(r_0) = \mu$ (Indizes = 0, indifferent) bis rot für $BSADF(r_0) \geq cv_{\beta_T}$ (Indizes ≥ 100 , Preisblase) (vgl. Abb. 2).

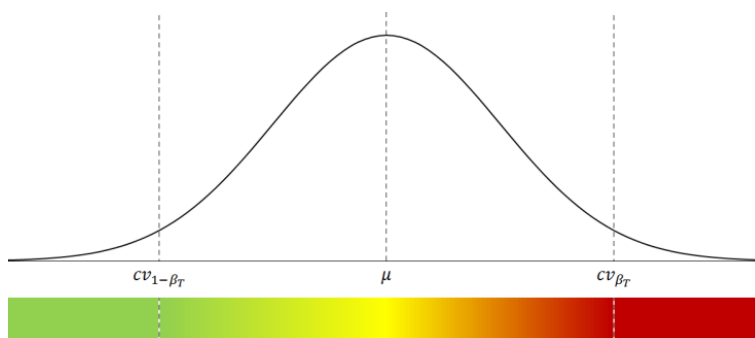


Abb. 2 Farbliche Kodierung der t-Werte unter der Dichtefunktion der BSADF-Teststatistik

Der im Folgenden dargelegte Auszug der Analyseergebnisse bezieht sich auf gewichtete Durchschnittszeitreihen der sieben A- bzw. 14 B-Städte. Die individuellen Testergebnisse der Städte können dem Anhang entnommen werden.

⁵² Vgl. Pedersen/ Schütte (2014), S. 35-36.

Die Testergebnisse für die Zeitreihen der Jahresdaten zeigen über die vergangenen zwei bis drei Jahre eine zunehmend angespannte Situation auf den Büroimmobilienmärkten (vgl. Tab. 1). Das Preis-Miet-Verhältnis der A-Städte tendiert seit 2012 zunehmend in Richtung einer Überbewertung und signalisiert nach 2014 das Bestehen einer Preisblase. Während in 2015 nur Köln und Stuttgart die kritischen t-Werte überschritten haben, zeigen in 2016 alle sieben A-Städte eine außerordentliche Preisdynamik (vgl. Tab. 5). Für die B-Städte ist sogar eine stärker ausgeprägte Entwicklung festzustellen als es bei den A-Städten der Fall ist; die Übertreibungen an den B-Standorten haben bereits in 2014 eingesetzt, in jüngerer Vergangenheit jedoch wieder etwas nachgelassen. Für einzelne B-Standorte fällt auf, dass die Explosivität der Preis-Miet-Verhältnisse mitunter sehr plötzlich einsetzt, nachdem für die Vorperiode zum Teil noch äußerst geringe oder sogar negative Indizes errechnet wurden. In Essen, Leipzig und Münster zeigt sich in 2016 mittlerweile wieder ein gemäßigeres Preisniveau, was jedoch nicht auf einen absoluten Rückgang sondern lediglich auf eine geringere Zunahme des Preis-Miet-Verhältnisses zurückzuführen ist (vgl. Tab. 5).

Jahresreihe		2007	2008	2009	2010	2011	2012	2013	2014	2015	2016
Preis-Miet-Verhältnis	A-Städte	(9)	(77)	(77)	(90)	(19)	5	30	82	140	202
	B-Städte	25	94	49	(7)	(30)	(45)	11	182	365	153
Tobins q	A-Städte	(25)	14	14	(14)	(16)	(21)	(38)	(58)	10	108
	B-Städte	26	162	66	57	35	(1)	(33)	22	73	45

Tab. 1 Preisniveau in den A- und B-Städten: Preis-Miet-Verhältnis und Tobins q, gewichtete Durchschnitte, jährlich (Auszug)⁵³

GSADF-Testergebnisse mit Indexierung der Teststatistiken gegenüber den kritischen t-Werten auf einem Signifikanzniveau von 5%. Rote Indizes ≥ 100 bestätigen die Existenz einer Preisblase aufgrund Überschreitung des kritischen t-Wertes durch die BSADF-Teststatistik.

Anhand der Jahresdaten der q-Werte nach Tobin kann derzeit allein für die A-Städte eine geringfügige Überhitzung der Büroimmobilienmärkte festgestellt werden (vgl. Tab. 1). Während einzelne A-Städte in 2014 und 2015 noch negative Indizes aufwiesen, lassen die B-Standorte im gleichen Zeitraum bereits ein erhöhtes Bewertungsniveau erkennen, das in Dresden, Mannheim und Münster als eine statistisch unverhältnismäßige Kaufpreisentwicklung angezeigt wird (vgl. Tab. 6). Insgesamt ist in 2016 zwar eine intensiverte Preisdynamik zu beobachten, allerdings kann nur für Berlin und Hamburg sowie sieben B-Städte eine Preisblase empirisch bestätigt werden. In Übereinstimmung mit den Testergebnissen der Preis-Miet-Verhältnisse verzeichnen jüngst auch die q-Werte nach Tobin für die B-Standorte vereinzelt rückläufige Indizes (vgl. Tab. 6). In den Analyseergebnissen fällt zudem auf, dass die Immobilienpreisblase von 2007/08 mitunter nicht identifiziert werden kann. Allerdings ist zu berücksichtigen, dass die Immobilienpreisblase von 2007/08 exogen durch eine übermäßige Ausweitung der Kreditvergabe induziert wurde und nicht auf endogene, immobilienmarktspezifische Faktoren zurückzuführen war.

Angesichts der Testergebnisse der vierteljährlichen Zeitreihen kann für die Büroimmobilienmärkte der A-Städte seit Mitte 2014 ein überhöhtes Bewertungsniveau gezeigt werden. Die gemessenen Übertreibungen nahmen seither kontinuierlich zu, sodass bis Ende 2016 Indizes von fast 600 erreicht wurden (vgl. Tab. 2). Während die Preis-Miet-Verhältnisse aller sieben A-Städte seit Anfang 2015 das Vorliegen einer Preisblase signalisieren, kann dies auf Basis von Tobins q erst seit Q3 2016 ausnahmslos bestätigt werden. Dabei blieben über die vergangenen Jahre Düsseldorf und Stuttgart noch am längsten unter der kri-

⁵³ Vgl. Tab. 3 im Anhang mit vollumfänglichen Testergebnissen.

tischen Grenze (vgl. Tab. 7 und Tab. 8). Im Gegensatz zu den längerfristigen jährlichen Zeitreihen wird mit den GSADF-Tests für die vierteljährlichen Kennzahlen zumeist auch die Immobilienpreisblase von 2007/08 erfasst, was die Aussagekraft der Testergebnisse entsprechend steigert. Die mitunter unterschiedlichen Analyseergebnisse im Vergleich zu den jährlichen Preis-Miet-Verhältnissen und q-Werten nach Tobin der A-Städte sind auf die abweichenden Stützbereichen der Zeitreihen zurückzuführen, wodurch zwar mehr Datenpunkte in den GSADF-Testvorgang einfließen, jedoch ein kürzerer Zeitraum betrachtet wird beginnend in 2003 anstatt 1990.

Quartalsreihe A-Städte	2012				2013				2014	
	Q1	Q2	Q3	Q4	Q1	Q2	Q3	Q4	Q1	Q2
Preis-Miet-Verhältnis	71	29	2	12	(26)	(31)	(31)	(5)	(14)	35
Tobins q	70	73	95	101	81	33	68	97	88	115

	2014		2015				2016			
	Q3	Q4	Q1	Q2	Q3	Q4	Q1	Q2	Q3	Q4
Preis-Miet-Verhältnis	157	187	312	417	553	582	602	173	470	575
Tobins q	105	113	143	212	308	447	396	392	461	607

Tab. 2 Preisniveau in den A-Städten: Preis-Miet-Verhältnis und Tobins q, gewichtete Durchschnitte, vierteljährlich (Auszug)⁵⁴

GSADF-Testergebnisse mit Indexierung der Teststatistiken gegenüber den kritischen t-Werten auf einem Signifikanzniveau von 5%. Rote Indizes ≥ 100 bestätigen die Existenz einer Preisblase aufgrund Überschreitung des kritischen t-Wertes durch die BSADF-Teststatistik.

4 Fazit

Ziel der Ausarbeitung war die Untersuchung der Preisdynamik auf den Büroimmobilienmärkten der deutschen A- und B-Städte und der Versuch auf die Frage, ob aktuell eine Immobilienpreisblase empirisch nachgewiesen werden kann. Infolge der Analyseergebnisse spricht aktuell mehr für als gegen das Bestehen einer Immobilienpreisblase auf den Büroimmobilienmärkten der deutschen A- und B-Städte.

Da Gewerbeimmobilien in erster Linie durch institutionelle Investoren nachgefragt werden, ist jedoch zu berücksichtigen, dass die Renditen alternativer Vermögensanlageklassen maßgeblichen Einfluss auf die Bruttoanfangsrendite von Büroimmobilien haben. Den über die vergangenen Jahre gesunkenen Bruttoanfangsrenditen bzw. gestiegenen Vervielfältigern steht ein überproportionaler Rückgang der langfristigen Zinsen gegenüber. Mit dem anhaltend niedrigen Zinsniveau sinkt regelmäßig auch die von Investoren geforderte Rendite, was ihre Zahlungsbereitschaft erhöht. Das hohe Bewertungsniveau ist daher immer noch als relativ günstig anzusehen und nicht ausschließlich auf eine exzessive Kaufpreisentwicklung zurückzuführen. Es bleibt daher unklar, inwieweit das gegenwärtige Preisniveau noch durch die geringen Kapitalmarktzinssätze zu rechtfertigen ist. Gerade der Glaube, das aktuelle Bewertungsniveau ließe sich hinreichend mit den anhaltend niedrigen Zinsen begründen, könnte allerdings als Vorwand für die Irrationalität der Investoren dienen und unverhältnismäßige Preissteigerungen zur Folge haben. Basierend auf der Theorie rationaler Preisblasen sind sich die Marktteilnehmer zwar einer Überbewertung bewusst, könnten aber dennoch eine anhaltende Explosivität der Kaufpreise provozieren. Während manche aktuell noch von einem Aufschwung sprechen, kann die Existenz einer Immobilienpreisblase im Falle eines sich weiter fortsetzenden Preiswachstums jedoch nicht mehr abgelehnt werden.

⁵⁴ Vgl. Tab. 4 im Anhang mit vollumfänglichen Testergebnissen.

Literatur- und Quellenverzeichnis

- Auer/ Rottmann (2015):
Auer, Benjamin, und Horst Rottmann. *Statistik und Ökonometrie für Wirtschaftswissenschaftler: Eine anwendungsorientierte Einführung*. 3. Auflage. Wiesbaden: Springer Gabler, 2015.
- bulwiengesa AG. *German Property Index*. München, 2016.
- Caspi, Itamar. *Rtadf: Testing for Bubbles with EViews*. MPRA Papers, Nr. 58791. University Library of Munich, 2013.
- Diba, Behzad, und Herschel Grossman. „Explosive Rational Bubbles in Stock Prices?“ *The American Economic Review*, Vol. 78, Nr. 3/1988a: S. 520-530.
- . „The Theory of Rational Bubbles in Stock Prices.“ *The Economic Journal*, Vol. 98, Nr. 392/1988b: S. 746-754.
- . „On the Inception of Rational Bubbles.“ *The Quarterly Journal of Economics*, Vol. 102, Nr. 3/1987: S. 697-700.
- Evans, George. „Pitfalls in Testing for Explosive Bubbles in Asset Prices.“ *The American Economic Review*, Vol. 81 Nr. 4/1991: S. 922-930.
- Evans, Lawrence. *Why the Bubble Burst: US Stock Market Performance Since 1982*. Cheltenham, Northampton: Edward Elgar, 2003.
- Geltner, David, Norman Miller, Jim Clayton, und Piet Eichholtz. *Commercial Real Estate Analysis and Investments*. 2. Auflage. United States of America: South-Western Educational Publishing, 2007.
- Gürkaynak, Refet. *Econometric Tests of Asset Price Bubbles: Taking Stock*. Finance and Economics Discussion Series. Washington, D.C.: Divisions of Research & Statistics and Monetary Affairs, Federal Reserve Board, 2005.
- Hackl, Peter. *Einführung in die Ökonometrie*. 2. Auflage. München: Pearson, 2013.
- Huang, Peng. *Rolling ADF Tests: Detecting Rational Bubbles in Greater China Stock Markets*. Dissertations and Theses Collection. Singapore Management University, 2008.
- IHS Global. *EViews Add-ins and Library Packages*. 28. August 2013.
<http://www.eviews.com/Addins/addins.shtml> (Zugriff am 10. Oktober 2017).
- Kindleberger, Charles, und Robert Aliber. *Manias, Panics, and Crashes: A History of Financial Crises*. 5. Auflage. Hoboken: John Wiley & Sons, 2005.
- LeRoy, Stephen, und Richard Porter. „The Present-Value Relation: Tests Based on Implied Variance Bounds.“ *Econometrica*, Vol. 49, Nr. 3/1981: S. 555-574.
- Nitsch, Harald. „Tobins q: Vom Analyserahmen zum praktischen Tool.“ In *Immobilienmärkte und Immobilienbewertung*, von Hans-Hermann Francke und Heinz Rehkugler, S. 101-126. 2. Auflage. München: Vahlen, 2011.
- Pedersen, Alexander, und Erik Schütte. *Detecting and Predicting Housing Bubbles: An Application of the Generalized Sup ADF Test and Dynamic Probit Models*. Dänemark: University of Aarhus, Department of Economics and Business, 2014.
- Phillips, Peter, Shu-Ping Shi, und Jun Yu. *Testing for Multiple Bubbles 1: Historical Episodes of Exuberance and Collapse in the S&P 500*. Research Collection School of Economics, Economics and Statistics Working Paper Series, Nr. 4-2013. Singapore Management University, 2013.
- Phillips, Peter, Yangru Wu, und Jun Yu. „Explosive Behavior in the 1990s Nasdaq: When Did Exuberance Escalate Asset Values?“ *International Economic Review*, Vol. 52 Nr. 1/2011: S. 201-226.
- Rombach, Tobias. *Preisblasen auf Wohnimmobilienmärkten: Eine theoretische und empirische Analyse der internationalen Märkte*. 1. Auflage. Lohmar: Josef Eul Verlag, 2011.

- Schulten, Andreas, Dierk Freitag, Ralf Fröba, Tobias Kassner, und Martin Steininger. „Frühjahrgutachten Büro-, Unternehmens-, Logistik- und Hotelimmobilien 2016.“ In *Frühjahrgutachten Immobilienwirtschaft 2016 des Rates der Immobilienweisen*, von ZIA Zentraler Immobilien Ausschuss e.V., S. 69-151. Berlin, 2016.
- Shiller, Robert. „Do Stock Prices Move Too Much to be Justified by Subsequent Changes in Dividends?“ *The American Economic Review*, Vol. 71, Nr. 3/1981: S. 421-436.
- Taipalus, Katja. *Detecting asset price bubbles with time-series methods*. Scientific monographs. Helsinki: Bank of Finland, 2012.
- Tobin, James. „A General Equilibrium Approach To Monetary Theory.“ *Journal of Money, Credit and Banking*, Vol. 1, Nr. 1/1969: S. 15-29.
- Wang, Peijie. „Market Efficiency and Rationality in Property Investment.“ *The Journal of Real Estate Finance and Economics*, Vol. 21, Nr. 2/2000: S. 185-201.
- Weites, Bram, und Malte von Maravic. *How to detect bubbles in stock prices: Econometric bubble detection - A survey and new tests*. Dänemark: University of Aarhus, Department of Business Studies, 2010.
- West, Kenneth. „A Specification Test for Speculative Bubbles.“ *The Quarterly Journal of Economics*, Vol. 102, Nr. 3/1987: S. 553-580.

Anlagen

Jahresreihe	1999	2000	2001	2002	2003	2004	2005	2006	2007	2008	2009	2010	2011	2012	2013	2014	2015	2016
Preis-Miet-Verhältnis	38	24	(60)	(60)	(21)	41	10	(59)	(9)	(77)	(77)	(90)	(19)	5	30	82	140	202
B-Städte	93	32	22	32	106	140	102	80	25	94	49	(7)	(30)	(45)	11	182	365	153
A-Städte	(301)	(276)	(36)	(18)	(37)	(9)	8	(22)	(25)	14	14	(14)	(16)	(21)	(38)	(58)	10	108
B-Städte	56	(57)	(88)	(82)	(14)	(65)	7	3	26	162	66	57	35	(1)	(33)	22	73	45

Tab. 3 Preisniveau in den A- und B-Städten: Preis-Miet-Verhältnis und Tobins q, gewichtete Durchschnitte, jährlich

GSADF-Testergebnisse mit Indexierung der Teststatistiken gegenüber den kritischen t-Werten auf einem Signifikanzniveau von 5%. Farbliche Kodierung: grün $BSADF(r_0) \leq cv_{1-\beta_T}$ (Index ≤ -100 , keine Preisblase); gelb $BSADF(r_0) = \mu$ (Index = 0, indifferent); rot $BSADF(r_0) \geq cv_{\beta_T}$ (Index ≥ 100 , Preisblase).

Quartalsreihe	2005				2006				2007				2008				2009			
	Q1	Q2	Q3	Q4	Q1	Q2	Q3	Q4	Q1	Q2	Q3	Q4	Q1	Q2	Q3	Q4	Q1	Q2	Q3	Q4
Preis-Miet-Verhältnis	41	5	(6)	(17)	0	14	68	175	67	78	75	(7)	(93)	(94)	(66)	(12)	(28)	58	31	
Tobins q	37	(12)	(39)	(47)	(59)	(72)	89	62	80	81	82	35	4	(10)	(18)	25	95	80	59	
	2010				2011				2012				2013				2014			
Preis-Miet-Verhältnis	0	(68)	(74)	(80)	(45)	(1)	51	55	71	29	2	12	(26)	(31)	(31)	(5)	(14)	35	157	187
Tobins q	26	32	21	6	3	(12)	(16)	50	70	73	95	101	81	33	68	88	115	105	113	
	2015				2016															
Preis-Miet-Verhältnis	312	417	553	582	602	173	470	575												
Tobins q	143	212	308	447	396	392	461	607												

Tab. 4 Preisniveau in den A-Städten: Preis-Miet-Verhältnis und Tobins q, gewichtete Durchschnitte, vierteljährlich

GSADF-Testergebnisse mit Indexierung der Teststatistiken gegenüber den kritischen t-Werten auf einem Signifikanzniveau von 5%. Farbliche Kodierung: grün $BSADF(r_0) \leq cv_{1-\beta_T}$ (Index ≤ -100 , keine Preisblase); gelb $BSADF(r_0) = \mu$ (Index = 0, indifferent); rot $BSADF(r_0) \geq cv_{\beta_T}$ (Index ≥ 100 , Preisblase).

Preis-Miet-Verhältnis	1999	2000	2001	2002	2003	2004	2005	2006	2007	2008	2009	2010	2011	2012	2013	2014	2015	2016
Berlin	(97)	(15)	(42)	(50)	(11)	21	19	(58)	(47)	(78)	(77)	(106)	(94)	(62)	22	76	96	224
Düsseldorf	(12)	(211)	(272)	(144)	(22)	52	38	(88)	(9)	(120)	(112)	(123)	(92)	(73)	(64)	44	55	152
Frankfurt am Main	(12)	(36)	(47)	(51)	(56)	(29)	(73)	(66)	(35)	(108)	(101)	(112)	(109)	(97)	(86)	(6)	84	127
Hamburg	(38)	(48)	(103)	(15)	(4)	34	32	(54)	(6)	(54)	(61)	(8)	(8)	16	8	58	91	194
Köln	27	(4)	15	6	5	(7)	(12)	26	72	(9)	29	28	30	40	45	69	134	148
München	66	80	(64)	(88)	(35)	6	(31)	(40)	29	(50)	(55)	(53)	(12)	(7)	3	21	85	169
Stuttgart	68	41	(11)	(4)	(36)	(55)	(31)	(113)	(34)	(84)	(85)	10	6	61	55	98	172	221
Bochum	(64)	(103)	(129)	(123)	(135)	(154)	(164)	(143)	53	30	48	(14)	(37)	(16)	8	59	234	340
Bonn	74	(129)	(145)	(153)	(118)	92	55	15	(6)	19	(7)	(27)	(42)	(47)	(46)	85	183	257
Bremen	37	23	17	7	52	42	30	22	(18)	1	(3)	(26)	(32)	(39)	(53)	89	217	280
Dortmund	(39)	(72)	(39)	(42)	(64)	(73)	(94)	(92)	(104)	(86)	(80)	(105)	(115)	(119)	(12)	182	402	198
Dresden	106	116	61	50	73	76	57	11	2	13	(5)	(32)	(44)	(52)	28	139	341	400
Duisburg	88	4	(11)	(24)	(32)	(42)	(51)	(56)	(62)	(43)	(48)	(45)	(53)	(70)	(73)	2	124	105
Essen	88	(3)	(15)	(4)	(8)	3	0	(39)	(41)	(64)	(58)	(67)	(70)	(71)	(72)	(65)	132	24
Hannover	15	(7)	(31)	(41)	(52)	(52)	64	46	(15)	28	6	(23)	(41)	(41)	(42)	42	203	359
Karlsruhe	59	3	(12)	4	50	54	158	107	64	89	52	19	(2)	(26)	(41)	51	418	703
Leipzig	122	69	48	59	85	96	47	29	3	5	(6)	(30)	(39)	(49)	(39)	257	349	46
Mannheim	54	53	55	89	118	145	106	87	10	40	61	(41)	(61)	(72)	(81)	93	182	279
Münster	(18)	(57)	(77)	(93)	(74)	(33)	(26)	(20)	(21)	31	(5)	(16)	(37)	(46)	95	493	597	87
Nürnberg	123	31	33	7	(27)	(53)	(65)	(67)	(38)	(82)	(90)	(89)	(42)	21	16	48	164	217
Wiesbaden	4	(18)	(36)	(51)	86	71	90	24	69	89	2	1	0	(6)	35	181	251	114

Tab. 5 Preisniveau in den A- und B-Städten: Preis-Miet-Verhältnis, jährlich

GSADF-Testergebnisse mit Indexierung der Teststatistiken gegenüber den kritischen t-Werten auf einem Signifikanzniveau von 5%. Farbliche Kodierung: grün $BSADF(r_0) \leq cv_{1-\beta_T}$ (Index ≤ -100 , keine Preisblase); gelb $BSADF(r_0) = \mu$ (Index = 0, indifferent); rot $BSADF(r_0) \geq cv_{\beta_T}$ (Index ≥ 100 , Preisblase).

Tobins q	1999	2000	2001	2002	2003	2004	2005	2006	2007	2008	2009	2010	2011	2012	2013	2014	2015	2016
Berlin	15 (269)	(383) (321)	(321) (341)	(78) (157)	(37) (110)	(4) (76)	15 (25)	20 (46)	49 (51)	64 (42)	49 (20)	12 (36)	2 (44)	(4) (67)	(25) (76)	(41) (88)	55 (69)	131 (33)
Düsseldorf	2	(19)	(12)	(28)	(28)	(11)	(16)	(39)	(46)	(33)	(12)	(27)	(34)	(41)	(54)	(24)	(38)	(28)
Frankfurt am Main	34	(136)	(1)	41	10	15	5	(29)	(30)	(30)	(33)	(44)	(56)	(52)	(65)	(52)	45	147
Hamburg	31	10	18	(10)	(24)	(6)	(15)	(20)	(15)	(27)	(38)	(46)	(53)	(60)	(64)	(71)	(56)	61
Köln	76	(147)	45	(72)	(32)	(21)	(28)	(55)	(58)	(66)	(52)	(59)	(77)	(87)	(91)	(74)	88	83
München	(37)	(191)	(204)	(49)	(47)	(4)	(2)	(33)	(30)	68	39	37	(8)	(33)	(18)	(19)	59	87
Stuttgart	(53)	(91)	(91)	(72)	54	52	38	46	(45)	24	36	25	54	25	8	(11)	(25)	(31)
Bochum	115	48	(68)	(41)	(20)	(31)	(57)	2	(30)	(22)	2	(11)	(31)	(43)	(48)	(65)	45	101
Bonn	(31)	(60)	(85)	(102)	(91)	(106)	(103)	(112)	(85)	44	67	60	40	51	73	42	22	(35)
Bremen	34	17	(7)	(25)	(35)	(35)	(24)	(19)	(6)	11	23	9	(1)	2	(2)	(37)	30	95
Dortmund	(46)	(106)	(149)	(180)	(173)	(123)	(45)	(51)	(32)	17	(5)	(34)	(59)	(54)	(32)	70	137	138
Dresden	94	16	(10)	(15)	(22)	(31)	(36)	(34)	(24)	0	25	13	75	43	46	29	3	(12)
Duisburg	(12)	(36)	(37)	(24)	(17)	(1)	74	32	89	152	144	119	93	68	18	(5)	(21)	12
Essen	51	37	(250)	3	(4)	(7)	46	51	64	70	62	32	8	(18)	(21)	(30)	43	101
Hannover	91	28	13	6	(5)	(4)	0	(6)	3	4	4	(17)	(30)	(38)	(44)	19	93	214
Karlsruhe	25	(25)	(126)	(152)	(43)	(55)	(69)	(81)	(90)	56	70	21	(9)	(31)	(43)	53	64	150
Leipzig	36	10	(4)	(16)	(3)	19	24	41	51	116	50	22	18	15	(6)	(33)	101	165
Mannheim	24	3	(6)	(7)	(44)	(46)	(62)	(72)	(56)	(33)	(38)	12	10	(25)	1	44	103	37
Münster	27	2	(11)	(26)	(28)	(25)	(26)	(29)	40	55	12	(18)	(19)	(30)	43	96	75	153
Nürnberg	(11)	(39)	(45)	(51)	78	61	54	37	80	96	67	40	38	24	(7)	(12)	91	83
Wiesbaden																		

Tab. 6 Preisniveau in den A- und B-Städten: Tobins q, jährlich

GSADF-Testergebnisse mit Indexierung der Teststatistiken gegenüber den kritischen t-Werten auf einem Signifikanzniveau von 5%. Farbliche Kodierung: grün $BSADF(r_0) \leq cv_{1-\beta_T}$ (Index ≤ -100 , keine Preisblase); gelb $BSADF(r_0) = \mu$ (Index = 0, indifferent); rot $BSADF(r_0) \geq cv_{\beta_T}$ (Index ≥ 100 , Preisblase).

Preis-Miet-Verhältnis A-Städte	2005				2006				2007				2008				2009			
	Q1	Q2	Q3	Q4	Q1	Q2	Q3	Q4	Q1	Q2	Q3	Q4	Q1	Q2	Q3	Q4	Q1	Q2	Q3	Q4
Berlin	42	13	(2)	(15)	(28)	77	99	139	97	61	51	20	7	(12)	(33)	61	71	45	17	
Düsseldorf	6	(13)	(21)	0	59	50	46	92	71	108	128	(23)	(26)	(30)	20	36	29	(9)		
Frankfurt am Main	50	10	0	(9)	(21)	(10)	33	98	108	58	38	31	24	(19)	(22)	35	69	45	12	
Hamburg	37	10	(2)	(13)	(16)	121	70	110	82	140	78	(42)	(38)	(68)	(58)	(17)	52	52	11	
Köln																				
München	(6)	59	(50)	(44)	26	104	106	123	187	135	112	64	6	2	(13)	(10)	33	23	7	
Stuttgart																				

	2010				2011				2012				2013				2014			
	Q1	Q2	Q3	Q4	Q1	Q2	Q3	Q4	Q1	Q2	Q3	Q4	Q1	Q2	Q3	Q4	Q1	Q2	Q3	Q4
Berlin	1	(2)	(17)	(26)	(31)	56	87	86	66	49	74	54	41	30	62	55	51	130	138	
Düsseldorf	(25)	(31)	(34)	(35)	(30)	26	27	14	5	34	25	17	(11)	(18)	(25)	(14)	(22)	(34)	(39)	
Frankfurt am Main	(7)	(11)	(23)	(31)	(37)	5	53	47	12	(15)	(40)	(30)	(49)	(56)	(61)	63	52	8	54	
Hamburg	(18)	(20)	(24)	(32)	(38)	8	2	13	43	34	23	51	60	44	21	16	44	45	84	
Köln						19	2	20	50	106	68	114	105	73	66	55	46	38	71	
München	(9)	(13)	(22)	(30)	(35)	11	48	69	49	40	24	38	21	40	14	70	62	70	98	
Stuttgart	(18)	(27)	(32)	(32)	(26)	(6)	(10)	24	92	65	65	61	32	27	55	47	35	49	42	

	2015				2016			
	Q1	Q2	Q3	Q4	Q1	Q2	Q3	Q4
Berlin	144	218	362	469	428	418	456	527
Düsseldorf	375	115	240	139	237	218	328	287
Frankfurt am Main	249	195	188	131	184	129	195	199
Hamburg	109	212	191	317	348	378	405	544
Köln	329	347	378	409	142	96	350	304
München	182	326	302	233	458	275	378	506
Stuttgart	121	213	362	401	190	147	240	325

Tab. 7 Preisniveau in den A-Städten: Preis-Miet-Verhältnis, vierteljährlich
 GSADF-Testergebnisse mit Indexierung der Teststatistiken gegenüber den kritischen t-Werten auf einem Signifikanzniveau von 5%. Farbliche Kodierung:
 grün $BSADF(t_0) \leq cv_{1-\beta_{pr}}$ (Index ≤ -100 , keine Preisblase); gelb $BSADF(t_0) = \mu$ (Index = 0, indifferent); rot $BSADF(t_0) \geq cv_{\beta_{pr}}$ (Index ≥ 100 , Preisblase).

Tobins q A-Städte	2005				2006				2007				2008				2009			
	Q1	Q2	Q3	Q4	Q1	Q2	Q3	Q4	Q1	Q2	Q3	Q4	Q1	Q2	Q3	Q4	Q1	Q2	Q3	Q4
Berlin	75	41	22	10	(68)	21	40	(3)	(13)	(2)	8	(37)	(49)	(52)	(31)	76	103	75	112	
Düsseldorf	45	(46)	12	5	(15)	(36)	(79)	(47)	(30)	38	117	111	15	73	(31)	(9)	26	17	19	
Frankfurt am Main	8	(51)	(46)	(54)	(72)	(76)	101	27	55	41	58	45	26	(26)	(33)	31	63	49	26	
Hamburg	24	(55)	(29)	(40)	(1)	93	121	108	105	91	103	82	82	52	31	76	16	58	32	
Köln																				
München	20	(18)	(36)	(50)	(47)	(19)	67	62	102	90	68	27	(4)	(10)	(12)	(26)	41	48	45	
Stuttgart																				
	2010				2011				2012				2013				2014			
	Q1	Q2	Q3	Q4	Q1	Q2	Q3	Q4	Q1	Q2	Q3	Q4	Q1	Q2	Q3	Q4	Q1	Q2	Q3	Q4
Berlin	42	42	22	(5)	(4)	(18)	58	155	60	54	32	69	44	17	37	59	30	28	66	89
Düsseldorf	(13)	(12)	(13)	(17)	(15)	(19)	(18)	(34)	(40)	16	10	67	20	0	88	85	42	35	(22)	(28)
Frankfurt am Main	15	13	3	(12)	(15)	(21)	(24)	(30)	(31)	(33)	(38)	(44)	(53)	(54)	3	105	59	4	12	25
Hamburg	(4)	(1)	19	(8)	(21)	(26)	(31)	(30)	40	15	60	44	53	22	25	(34)	(21)	29	39	20
Köln			47	1	53	42	(5)	(32)	(35)	(9)	(25)	(16)	(24)	(36)	(28)	12	(25)	19	(26)	(18)
München	24	37	22	18	10	(18)	(20)	14	55	28	49	63	46	41	70	78	80	166	185	129
Stuttgart	31	(12)	(21)	(54)	(69)	(82)	6	133	62	32	23	11	(5)	(5)	(4)	(11)	4	(3)	(4)	(4)
	2015				2016															
	Q1	Q2	Q3	Q4	Q1	Q2	Q3	Q4												
Berlin	78	140	288	373	318	446	547	629												
Düsseldorf	(11)	(18)	12	2	34	85	187	138												
Frankfurt am Main	110	108	107	126	150	89	139	143												
Hamburg	47	115	109	238	226	232	242	391												
Köln	43	104	155	205	119	113	256	213												
München	196	289	287	360	435	305	361	490												
Stuttgart	(5)	40	133	234	112	88	204	271												

Tab. 8 Preisniveau in den A-Städten: Tobins q, vierteljährlich

GSADF-Testergebnisse mit Indexierung der Teststatistiken gegenüber den kritischen t-Werten auf einem Signifikanzniveau von 5%. Farbliche Kodierung: grün $BSADF(\tau_0) \leq cv_{1-\beta_T}$ (Index ≤ -100 , keine Preisblase); gelb $BSADF(\tau_0) = \mu$ (Index = 0, indifferent); rot $BSADF(\tau_0) \geq cv_{\beta_T}$ (Index ≥ 100 , Preisblase).

Kurzbiografie und Kontakt des Autors

Manuel Erler ist seit 2016 Student im Masterstudiengang Immobilienwirtschaft an der IRE|BS International Real Estate Business School der Universität Regensburg mit Schwerpunkt auf Immobilieninvestition und -finanzierung. Zuvor absolvierte er zwischen 2012 und 2016 den Bachelorstudiengang Internationales Immobilienmanagement an der Hochschule Aschaffenburg in Form eines Studiums mit vertiefter Praxis. Seine Bachelorarbeit verfasste er zu dem Thema „Preisblasen auf Büroimmobilienmärkten – Eine empirische Betrachtung deutscher A- und B-Städte“ unter Betreuung von Herrn Prof. Dr. Erich H. Ruppert und in Kooperation mit dem Praxispartner CORPUS SIREO. Für die Arbeit wurde er 2016 von der gif Gesellschaft für Immobilienwirtschaftliche Forschung e.V. mit dem Immobilien-Forschungspreis in der Kategorie Bachelorarbeiten ausgezeichnet.

Manuel Erler
Student M.Sc. Immobilienwirtschaft
IRE|BS International Real Estate Business School, Universität Regensburg
manuel.erler@stud.uni-regensburg.de



Hochschule für angewandte
Wissenschaften Aschaffenburg
Würzburger Straße 45
D-63743 Aschaffenburg